

Adaptación psicométrica de la versión reducida del *Driving Anger Scale* en una muestra española. Diferencias por edad y sexo

David Herrero-Fernández

Universidad de Deusto

Título: Adaptación psicométrica de la versión reducida del Driving Anger Scale en una muestra española. Diferencias por edad y sexo

Resumen: El presente estudio examinó los eventos de la conducción que generan ira en una muestra compuesta por 528 conductores españoles, utilizando la versión reducida de 14 ítems del Driving Anger Scale (Deffenbacher, Oetting, & Lynch, 1994). Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio mostraron que la escala ajustó satisfactoriamente en tres factores, siendo etiquetados como Avance Impedido por Otros ($\alpha = .77$), Conducción Temeraria ($\alpha = .66$) y Hostilidad Directa ($\alpha = .87$), que pueden ser sumados para obtener una puntuación global ($\alpha = .84$). Los análisis posteriores demostraron que la edad y el sexo no tienen efecto de interacción significativo en la ira, ni el sexo considerándolo por separado. Sin embargo, sí que se observó un efecto significativo de la edad, de modo que los conductores jóvenes informan de un mayor grado de ira que los mayores, globalmente ($\eta^2 = .04$), ante el avance impedido por otros ($\eta^2 = .03$), ante la conducción temeraria ($\eta^2 = .02$) y ante la hostilidad directa ($\eta^2 = .04$).

Palabras clave: Ira en la conducción; Ira rasgo; Adaptación psicométrica; Diferencias individuales

Title: Psychometric adaptation of the reduced version of Driving Anger Scale in a Spanish sample. Differences by age and gender.

Abstract: The present study examined the events that provoke driving anger in a sample of Spanish drivers. With this aim, the 14-item short version of the Driving Anger Scale (Deffenbacher et al., 1994) was applied to a sample of 528 drivers. Exploratory and confirmatory factor analysis showed a good fit of three factors, which were called Impeded Progress by Others ($\alpha = .77$), Reckless Driving ($\alpha = .66$) and Direct Hostility ($\alpha = .87$). These factors can be summed to obtain a global score ($\alpha = .84$). Additional analyses showed that there was not significant interaction effect between age and gender in anger neither significant effect by gender. However, younger drivers scored higher than older in all the factors: Impeded Progress by Others ($\eta^2 = .03$), Reckless Driving ($\eta^2 = .02$), Direct Hostility ($\eta^2 = .04$) and Global Score ($\eta^2 = .04$).

Key words: Driving anger; Trait anger; Psychometrical adaptation; Individual differences

Introducción

La ira es una de las emociones más estudiadas dentro del ámbito de la conducción, debido a que su experiencia es relativamente común entre los conductores. Se ha asociado con la emisión de conductas de riesgo y agresivas en este contexto (Deffenbacher, Lynch, Deffenbacher, & Oetting, 2001; Deffenbacher, Lynch, Filetti, Dahlen, & Oetting, 2003; Deffenbacher, Lynch, Oetting, & Yingling, 2001; Deffenbacher, White, & Lynch, 2004) y con la violación de las normas del tráfico (Underwood, Chapman, Wright, & Crundall, 1999). Igualmente, se ha evidenciado su repercusión negativa en ciertas funciones cognitivas tales como la atención, la percepción y el procesamiento de la información (Deffenbacher, Deffenbacher, Lynch, & Richards, 2003), indispensables para el correcto manejo de un vehículo a motor. De la misma manera, se han llevado a cabo estudios de simulación que evidencian el vínculo de esta emoción con la pérdida de control del vehículo, la disminución del nivel de concentración y la accidentalidad (Deffenbacher, Lynch et al., 2003; Deffenbacher, Lynch, Oetting et al., 2001). Por tanto, la experiencia de ira en la conducción no sólo incrementa el nivel de estrés y las interacciones sociales negativas, sino que además aumenta la probabilidad de sufrir accidentes.

La ira en la conducción ha sido estudiada como rasgo de la personalidad (Deffenbacher et al., 1994). La denominación

de rasgo implica la asunción de dos características fundamentales: la dimensionalidad y la estabilidad en el tiempo, lo cual implica que todo conductor es agresivo en mayor o menor medida, y de forma relativamente estable en el tiempo. Por otro lado, se ha conceptualizado como un rasgo característico y específico del ámbito de la conducción. A pesar de que en diferentes estudios se han hallado correlaciones positivas con el rasgo de ira general, los bajos coeficientes obtenidos han llevado a considerarlo como un rasgo específico propio, relacionado con el rasgo de ira general pero diferente (Deffenbacher, Deffenbacher et al., 2003; Deffenbacher, Filetti, Richards, Lynch, & Oetting, 2003; Deffenbacher, Lynch, Oetting, & Swaim, 2002; Deffenbacher et al., 2004; Esiyok, Yasak, & Korkusuz, 2007). A esta misma conclusión de la diferenciación de constructo entre ambos rasgos se llegó en un estudio más sofisticado a nivel metodológico, en el cual se verificó, por medio de modelos de ecuaciones estructurales, que las medidas de ira general y de ira en la conducción ajustaban óptimamente en dos variables latentes, que fueron etiquetadas como ira general e ira en la conducción (van Rooy, Rotton & Burns, 2006). Así, mientras que la ira general se conceptualiza como una predisposición a experimentar ira con más intensidad y frecuencia en todas las situaciones ante afrentas, insultos y frustraciones (Spielberger, Krasner, & Solomon, 1988), la ira en la conducción se referiría exclusivamente a la tendencia a vivenciar esta emoción en el ámbito concreto de la conducción.

De esta manera, una vez justificada la existencia de un constructo específico referido a la ira en la conducción, se hace evidente la necesidad de contar con instrumentos de medida fiables y válidos que permitan su valoración. Para

Dirección para correspondencia [Correspondence address]: David Herrero Fernández. Deusto Salud (Universidad de Deusto) C/ Avda. de las Universidades, 24. 48007 Bilbao (Vizcaya, España). E-mail: d.herrero@psicologos.com

ello es indispensable identificar las situaciones que la provocan, lo cual constituirá la base factorial de los instrumentos. Uno de los cuestionarios que han surgido desde este marco teórico es el Driving Anger Scale (DAS) (Deffenbacher et al., 1994), que consta de dos versiones: una larga, compuesta por 33 ítems, y otra breve, formada por 14 ítems, extraídos de la forma larga. En el citado estudio se observó que ambas versiones correlacionaban fuertemente ($r = .95$).

La forma larga del cuestionario ha sido utilizada para medir la ira en conductores de Estados Unidos (Deffenbacher et al., 1994), Reino Unido (Lajunen, Parker, & Stradling, 1998), Nueva Zelanda (Sullman, 2006), España (Gómez-Fraguela & González-Iglesias, 2010; Sullman, Gras, Cunill, Planes, & Font-Mayolas, 2007) y Francia (Villieux & Delhomme, 2007), hallándose diferentes estructuras factoriales en los respectivos estudios empíricos realizados. En el estudio original desarrollado en Estados Unidos, se obtuvo una estructura de seis factores, representativos de seis situaciones que pueden elicitar la ira, y que fueron etiquetados como Conducción Lenta, Avance Impedido por Otros, Presencia Policial, Conducción Ilegal, Hostilidad Directa y Descortesía. Este mismo ajuste ha sido encontrado únicamente en el estudio con muestra española. En el estudio de Nueva Zelanda, por el contrario, se obtuvo una estructura compuesta por cuatro factores (Avance Impedido por Otros, Conducción Temeraria, Hostilidad Directa y Descortesía). En el trabajo francés se obtuvo una estructura formada por cinco factores, consistentes en los mismos que en el estudio original, excepto el de Descortesía, que fue eliminado, y los factores Avance Impedido por Otros y Conducción Lenta, que fueron levemente modificados. Finalmente, en el caso de Reino Unido, se halló una estructura de tres factores (Avance Impedido por Otros, Conducción Temeraria y Hostilidad Directa).

La forma breve, por su parte, no ha sido adaptada específicamente con muestra de ningún país, a pesar de ser tan utilizada en investigación como la versión extensa. En el estudio americano original, esta forma se compone de un solo factor, ya que los autores no probaron una estructura plurifactorial. La principal ventaja de la versión breve del DAS radica en el menor tiempo que precisa para ser contestada, manteniendo el grado de acuerdo con la forma larga, en base a la alta correlación hallada entre ambas.

Por otro lado, el DAS ha sido ampliamente empleado para analizar diferencias en cuanto al grado de ira experimentado durante la conducción entre hombres y mujeres (por sexo) y entre jóvenes y adultos (por edad). Por parte del sexo, los resultados son dispares. Se han llevado a cabo investigaciones que han mostrado que las mujeres puntúan más alto que los hombres, incluyéndose el estudio realizado en España (Parker, Lajunen, & Summala, 2002; Sullman, 2006; Sullman et al., 2007); sin embargo, otros han hallado una relativa ausencia de diferencias entre hombres y mujeres, obteniéndose tamaños de efecto pequeños (Deffenbacher, Filettiet al., 2003; Deffenbacher, Huff, Lynch, Oetting, &

Salvatore, 2000; Deffenbacher, Lynch, Oetting et al., 2001; Deffenbacher et al., 1994; Deffenbacher et al., 2004).

En lo relativo a la edad, el grado de acuerdo es mayor, ya que numerosos autores han hallado que los jóvenes son más propensos a experimentar ira que los adultos (Dahlen, Martin, Ragan, & Kuhlman, 2005; Elander, West, & French, 1993; Goehring, 2000; Parker et al., 2002; Parker, Reason, Manstead, & Stradling, 1995; Sullman, 2006; Summala, 1988).

Por todo ello, el presente estudio tiene como objetivo el análisis de las situaciones que provocan ira a los conductores españoles, por medio de la adaptación de la forma breve del DAS. Para ello se obtendrá la estructura factorial óptima del cuestionario, utilizando las técnicas del análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Igualmente, se investigarán posibles diferencias en cuanto a la ira experimentada en conductores por sexo y por edad.

Método

Participantes

El cuestionario DAS y las preguntas relativas a aspectos demográficos fueron contestados por una muestra heterogénea de conveniencia compuesta por 547 personas, tomadas del entorno laboral y personal del autor y de dos encuestadores que colaboraron, y de estudiantes de la Universidad de Deusto. Los requisitos para participar en el estudio eran estar en posesión de al menos el permiso de conducción B y conducir al menos una vez por semana. Finalmente, 19 cuestionarios (3.5%) fueron eliminados por estar incorrectamente contestados. De este modo, la muestra final estuvo compuesta por 528 personas, de las cuales 187 (35.4%) eran hombres y 341 (64.6%) mujeres. La edad oscilaba entre 18 y 71 años ($M = 27.50$; $DT = 10.96$).

Instrumento

Se aplicó la versión reducida del DAS, que consta de 14 ítems referidos a diversas situaciones del tráfico elicitadoras de ira. Cada ítem se contesta por medio de una escala tipo Likert de 5 puntos (1 = Nada; 5 = Muchísimo), de acuerdo al grado de ira que provoca en el conductor. En la hoja de respuesta se preguntaba igualmente por la edad y el sexo.

Procedimiento

Para la adaptación del DAS al castellano, se llevó a cabo el método de traducción inversa (Hambleton, 1996). Un primer traductor hizo la conversión del original en inglés al castellano, y posteriormente un segundo traductor hizo la conversión de castellano a inglés, siendo comparada la similitud de las dos versiones en inglés, a fin de validar la traducción castellana (Tabla 1). Estos traductores eran titulados en Filología Inglesa, y su tarea fue supervisada en todo momento por un traductor profesional, con la intención de que se

lograse la mayor equivalencia posible en cuanto al significado de cada ítem en castellano con su respectivo original en inglés.

La aplicación de los cuestionarios se llevó a cabo grupalmente en el caso de los estudiantes universitarios e individualmente en el caso de los participantes reclutados por los encuestadores. Este cambio de método se justifica por la sencillez de la escala (ningún participante requirió información adicional o expuso dudas a la hora de contestar) y por el hecho de que la gran mayoría de cuestionarios de personalidad pueden ser aplicados indistintamente de forma individual o grupal, lo cual lleva a pensar que este hecho carece de relevancia a la hora de responder a los ítems.

Resultados

Primeramente se procedió a analizar descriptivamente los ítems (Tabla 1), a fin de comprobar si alguno de ellos debía ser eliminado al no elicitar ira la situación planteada en su formulación. El criterio establecido, al igual que en otras investigaciones, fue que habían de tener una puntuación media superior a 1.5 para poder establecer que efectivamente esa situación mostrada llevaba a los conductores a sentir un grado suficiente de ira (Lajunen et al., 1998). Tal como se puede comprobar, todos los ítems superan este criterio, oscilando las puntuaciones medias entre 2.00 (± 1.14) del ítem 12, y 3.83 (± 0.94) del ítem 3.

Tabla 1: Ítems de la Versión Española Reducida del DAS. Estadísticos Descriptivos, Alfa de Cronbach, Fiabilidad de Constructo y Varianza Extractada.

| Nº Ítem | M | DT | α | FC | VE |
|---|-------|------|----------|-----|-----|
| CUESTIONARIO COMPLETO | 42.78 | 8.92 | .84 | .89 | .39 |
| FACTOR 1: Ira ante Avance Impedido por Otros | 18.82 | 4.96 | .77 | .77 | .32 |
| 2.Un vehículo lento que circula sobre una carretera de montaña No se echa a un lado, De forma que no deja pasar a los coches que van detrás | 3.04 | 1.09 | | | |
| 5.Yendo a más velocidad de la permitida, te das cuenta de que había un radar de control de la velocidad | 3.23 | 1.16 | | | |
| 7.Alguien está aparcando muy despacio, formando un atasco | 2.32 | 1.01 | | | |
| 8.Te encuentras en medio de un gran atasco de circulación | 2.51 | 1.08 | | | |
| 11.Un ciclista está rodando por mitad de la calzada, ralentizando el tráfico | 3.00 | 1.08 | | | |
| 12.Un policía te ordena que te pares a un lado de la calzada | 2.00 | 1.14 | | | |
| 14.Estás conduciendo detrás de un largo camión que no te deja ver alrededor de él | 2.71 | 1.11 | | | |
| FACTOR 2: Ira ante Conducción Temeraria | 17.54 | 3.50 | .66 | .66 | .28 |
| 1.Alguien está conduciendo en zig-zag | 3.54 | 1.06 | | | |
| 3.Alguien que está enfrente tuyo da marcha atrás sin mirar | 3.83 | 0.94 | | | |
| 4.Alguien se salta un semáforo en rojo o una señal de STOP | 3.23 | 1.19 | | | |
| 6.Alguien acelera justo cuando intentas adelantarle | 3.60 | 1.06 | | | |
| 13.Un camión pesado proyecta gravilla de la calzada sobre tu coche | 3.33 | 1.11 | | | |
| FACTOR 3: Ira ante Hostilidad Directa | 6.43 | 2.35 | .87 | .87 | .77 |
| 9.Alguien te hace un gesto obsceno por tu forma de conducir | 3.31 | 1.28 | | | |
| 10. Alguien te pita por tu forma de conducir | 3.12 | 1.22 | | | |

A continuación se llevó a cabo un análisis de componentes principales con el método de rotación Oblimin Directo ($\Delta = 0$). Este método fue elegido al esperarse que los factores resultantes estuviesen correlacionados entre sí, lo cual exige la utilización de una rotación oblicua de los factores (Gorsuch, 1997). Tal como se indicará posteriormente, finalmente se comprobó la asociación entre los factores resultantes. El índice de adecuación muestral fue Meritorio, $KMO = .85$ (Kaiser, 1960), y el índice de esfericidad fue igualmente adecuado, $\chi^2(91) = 2087.33$, $p < .001$. Los resultados evidenciaron la existencia de tres componentes principales. Los pesos factoriales de los ítems se especifican en la Tabla 2.

En base a los resultados del análisis de componentes principales se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio, mediante el método de máxima verosimilitud, comparando tres formas de estructurar el cuestionario. La primera de las estructuras, compuesta por tres factores, se adoptó en base al resultado del análisis de componentes principales, res-

tando la estructura resultante con una excepción: El ítem 13, en base a su contenido, fue incluido en el segundo de los

Tabla 2: Pesos factoriales de los ítems en el análisis de componentes principales, con el método de rotación Oblimin Directo.

| Ítem | F.1 | F.2 | F.3 |
|------|-----|-----|-----|
| 1 | | .71 | |
| 2 | .65 | | |
| 3 | | .74 | |
| 4 | | .74 | |
| 5 | .57 | | |
| 6 | | .54 | |
| 7 | .67 | | |
| 8 | .66 | | |
| 9 | | | .93 |
| 10 | | | .91 |
| 11 | .62 | | |
| 12 | .66 | | |
| 13 | .59 | | |
| 14 | .63 | | |

factores, en vez de en el primero (en el cual saturaba), debido a la mayor similitud con los ítems de aquel factor en cuanto a la situación que en él se planteaba. De igual modo se probó una estructura bifactorial suprimiendo el tercer factor, dado que únicamente estaba formado por dos ítems, y permaneciendo los dos primeros con los mismos ítems que en anterior caso. Por último, se analizó el ajuste de la estructura de modo monofactorial, similar a la estructura de la versión breve del DAS en el trabajo original (Deffenbacher et al., 1994).

Los resultados del ajuste de cada uno de los modelos probados se detallan en la Tabla 3. Se analizaron cuatro índices de bondad de ajuste: El cociente entre el estadístico χ^2 y los grados de libertad, siendo lo óptimo un valor inferior a 5 (Wheaton, Muthén, Alwil, & Summers, 1977); el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), considerándose un valor menor de .08 un ajuste adecuado (Browne & Cudeck, 1993); el *Comparative Fix Index* (CFI), cuyo valor ha de ser superior a .90 (Bentler & Bonnet, 1980), y el *Goodness of Fit Index* (GFI), cuyo valor mínimo aceptable es, igualmente, .90 (Bentler & Bonnet, 1980).

Tabla 3: Comparación de Índices de Bondad de Ajuste para las Estructuras Probadas.

| Estructura | χ^2/df | RMSEA | CFI | GFI |
|---------------|-------------|-------|-----|-----|
| Monofactorial | 6.4 | .11 | .86 | .86 |
| Bifactorial | 4.3 | .08 | .94 | .93 |
| Trifactorial | 3.7 | .07 | .95 | .93 |

De este modo, vemos que todos los indicadores de la bondad de ajuste se encuentran dentro del rango de los valores óptimos en el caso de los modelos bifactorial y trifactorial, a la vez que en el caso del modelo monofactorial ninguno de ellos cumple dicho requisito. Por tanto, se optó por aceptar finalmente el modelo trifactorial, dado que, al ajustar igual de bien que el bifactorial, se gana en información añadiendo el tercer factor. Además, es importante tener en cuenta el hecho de que el factor “Hostilidad Directa”, compuesto en este caso por estos dos ítems, es el único que ha sido hallado en todos los estudios de validación llevados a cabo. De esta manera, en base al contenido de los ítems que pesaban en cada factor, éstos fueron etiquetados siguiendo el modelo del estudio de Reino Unido (Lajunen et al., 1998). El Factor 1 se denominó “Avance Impedido por Otros” (7 ítems); el Factor 2, “Conducción Temeraria” (5 ítems), y el Factor 3, “Hostilidad Directa” (2 ítems).

Finalmente, tanto cada uno de los factores de forma individual como la escala en su conjunto mostraron una adecuada consistencia interna (α de Cronbach) y fiabilidad de constructo, con valores superiores a .70, excepto en el caso del factor “Conducción Temeraria”, que fue levemente inferior. Sin embargo, se considera adecuado dado el reducido número de ítems con que cuenta (Tabla 1). Adicionalmente, se presenta el diagrama de flujos del modelo final en la Figura 1 y los coeficientes de correlación entre las escalas y la puntuación global (Tabla 4).

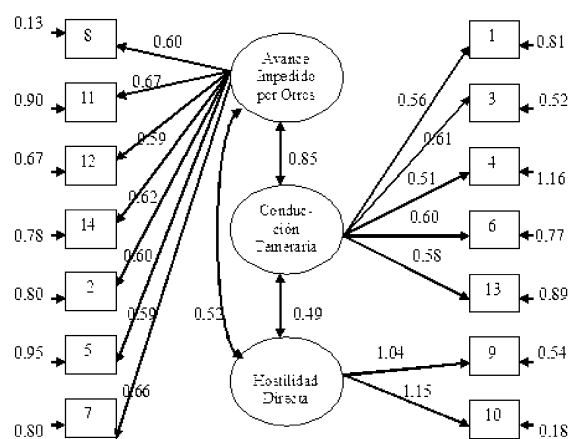


Figura 1: Diagrama de flujos relativo al Modelo Trifactorial

Tabla 4: Correlaciones (*r* de Pearson) entre los Factores.

| Factores | 1 | 2 | 3 |
|--|------|------|------|
| 1 Interrupciones Imprevistas Amenazantes | - | | |
| 2 Infracción de Otro Conductor | .61* | | |
| 3 Ofensa Directa | .42* | .37* | |
| 4 Escala Total | .91* | .83* | .64* |

**p* < .001

Seguidamente se analizaron las posibles diferencias por sexo y por edad en cuanto al grado de ira experimentado en la conducción, ante cada una de las tres situaciones causantes de esa emoción identificadas en el anterior análisis factorial y de forma global. Para ello, la muestra fue dividida por sexos y por grupos de edad (menores de 30 años, entre 30 y 44 años y mayores de 44 años). El número de mujeres fue significativamente superior al de hombres, $\chi^2(1) = 41.92, p < .001$, al igual que la cantidad de conductores jóvenes fue superior que la de mayores, $\chi^2(2) = 375.38, p < .001$.

Para establecer la comparación se llevó a cabo un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) factorial de 2 (sexo) x 3 (grupo de edad), utilizando el estadístico Traza de Pillai. El motivo de utilizar una prueba multivariada fue el interés de comprobar la existencia de un efecto global, para posteriormente realizar las comparaciones específicas con cada factor. Complementariamente a la prueba de significación se calcularon los tamaños de efecto (η^2) en todos los análisis ejecutados, interpretándose según el criterio de Cohen, de manera que valores entre .01 y .04 constituyen un tamaño de efecto pequeño, entre .05 y .14 medio, y mayor de .14 alto (Cohen, 1988).

De esta manera, se comprobó que no existía interacción significativa de la edad y del sexo en cuanto a la ira experimentada, $F(6, 1042) = 1.74, p = .108$. Igualmente se observó que no existían diferencias por sexo, $F(3, 520) = 0.92, p = .433$. Sin embargo, sí que se verificó un efecto significativo por edad, $F(6, 1042) = 4.57, p < .001, \eta^2 = .03$. Los análisis univariados se incluyen en la Tabla 5, en la cual se detallan también las diferencias concretas entre grupos, en base a la prueba Post – Hoc GT2 de Hochberg. Este test es el más indicado cuando la diferencia de participantes en los grupos comparados es amplia (Field, 2005).

Tabla 5: Diferencias por Edad en los Tres Factores y en Puntuación Total.

| Factor | Edad | | | | | | F | η^2 |
|------------------------------|--------------|------|---------------|------|-------------|-------|----------|----------|
| | <30 n=385 | | 31-44 N=88 | | >44 N=55 | | | |
| | M | DT | M | DT | M | DT | | |
| 1. Avance Impedido por Otros | 19.36b,c | 4.74 | 17.80a | 5.27 | 16.93a | 3.90 | 7.19** | .03 |
| 2. Conducción Temeraria | 17.88c | 3.18 | 16.93 | 3.90 | 16.11a | 4.45 | 3.91* | .02 |
| 3. Hostilidad Directa | 6.79b,c | 2.25 | 5.65a | 2.41 | 5.15a | 2.26 | 12.11*** | .04 |
| 4. Escala Total | 44.02b,c | 8.21 | 40.38a | 9.55 | 37.93a | 10.29 | 10.26*** | .04 |

Nota: a, b, c: Diferencias significativas entre los grupos, siendo <30 (a), 30-44 (b) y >44 (c), según la prueba GT2 de Hochberg.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Discusión

Los resultados de la presente investigación parecen evidenciar que la versión reducida del DAS presenta un ajuste aceptable de tres factores. Primeramente se ha observado que cada uno de los 14 ítems elicita en los conductores españoles un grado de ira suficiente como para ser incluido en los análisis factoriales posteriormente realizados, según el criterio de los autores de Reino Unido (Lajunen et al., 1998). Seguidamente se llevaron a cabo los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio de los datos, que mostraron que el DAS presenta un ajuste satisfactorio en tres factores, que han sido etiquetados como Avance Impedido por Otros, Conducción Temeraria y Hostilidad Directa. Para establecer esta denominación nos hemos basado en dos razones: La primera, el contenido de los ítems que pesaban en cada uno de los factores, y la segunda, el estudio de Reino Unido, en el cual igualmente se halló una estructura trifactorial, si bien en este caso se había adaptado el cuestionario formado por 21 ítems de la versión larga, tras haberse eliminado 12 por la baja ira que provocaba en los conductores de la muestra estudiada (Lajunen et al., 1998).

Los datos de bondad de ajuste de la estructura trifactorial fueron sensiblemente mejores que los obtenidos en la prueba de la estructura monofactorial, lo cual llevó a descartar un ajuste similar a la versión reducida original del DAS (Deffenbacher et al., 1994). Sin embargo, se optó por probar una estructura de dos factores, eliminando el tercero, al contar éste sólo con dos ítems. Los datos evidenciaron que el ajuste no mejoraba con respecto al modelo trifactorial (incluso los índices χ^2/gf y RMSEA fueron levemente superiores). Finalmente se optó por mantener la estructura de tres factores, debido a criterios teóricos y empíricos. Los criterios teóricos se basan en que la supresión de este factor implica la pérdida de información, y que además se trata del único factor que ha sido hallado en todas las investigaciones. Los criterios empíricos, por su parte, se basan en el resultado del análisis factorial exploratorio, la adecuación de todos los índices de bondad de ajuste del modelo trifactorial, y el adecuado nivel de consistencia interna y fiabilidad de constructo del tercer factor.

De este modo, los tres factores identificados abarcan diversas situaciones frecuentes en la conducción. El primer

factor, Avance Impedido por Otros, se refiere a situaciones en las cuales el tránsito del vehículo se ve obstruido con respecto a su avance natural, siendo ralentizada su marcha. El segundo factor, Conducción Temeraria, incluye situaciones que comportan un riesgo para el conductor, debido a comportamientos arriesgados o imprudentes de los conductores que le rodean. El tercer factor, Hostilidad Directa, incluye situaciones en las que el conductor es diana de una conducta hostil explícita, si bien ésta no interfiere en modo alguno con el avance de su vehículo.

Posteriormente se analizaron las diferencias por sexo y por edad en cuanto a la ira en la conducción ante las distintas situaciones identificadas. Los resultados obtenidos muestran que no existe efecto de interacción entre la edad y el sexo, al igual que no se han evidenciado diferencias en cuanto al sexo. Estos resultados van en la misma línea que los obtenidos en el estudio original (Deffenbacher et al., 1994), en el cual se halló que no había diferencias significativas entre hombres y mujeres al utilizar la versión corta del cuestionario. De la misma manera, en otros estudios no se han evidenciado diferencias entre sexos, o bien los tamaños de efecto eran pequeños (Deffenbacher, Filettiet al., 2003; Deffenbacher et al., 2000; Deffenbacher, Lynch, Oettinger al., 2001; Deffenbacher et al., 1994; Deffenbacher et al., 2004). Sin embargo, en otros estudios sí que se han hallado diferencias significativas, puntuando las mujeres por encima de los hombres (Parker et al., 2002; Sullman, 2006; Sullman et al., 2007). La razón más probable de estas diferencias es la diferencia estructural de los cuestionarios y las diferencias en los análisis estadísticos, ya que en la mayoría de los estudios no se analiza la posible interacción de las variables edad y sexo, sino que son consideradas por separado.

Los resultados obtenidos en el estudio de las diferencias por edad van en línea con el patrón general hallado en otras investigaciones similares, ya que mostraron un mayor grado de ira entre los conductores jóvenes que entre los de más edad (Dahlen et al., 2005; Elander et al., 1993; Goehring, 2000; Parker et al., 2002; Parker et al., 1995; Sullman, 2006; Summala, 1988). Así, aunque todos los tamaños de efecto obtenidos fueron pequeños, se observó una diferencia significativa entre el grupo formado por menores de 30 años y los otros dos grupos (30 – 44 años y >44 años), tanto en la puntuación global del cuestionario como en los factores

“Avance Impedido por Otros”, “Conducción Temeraria” y “Hostilidad Directa”. Sin embargo, debido a la metodología transversal de los estudios comentados y del aquí realizado, no se puede concluir que la ira disminuya con la edad, ya que para estar esa hipótesis habría que llevar a cabo estudios de carácter longitudinal. Por esto, de cara a trabajos posteriores se propone la realización de trabajos longitudinales, que permitan verificar empíricamente la naturaleza de rasgo de la personalidad del constructo “ira en la conducción”, analizando su estabilidad en el tiempo. A pesar de esto, con los

datos actuales y siendo necesaria la verificación empírica, podemos hipotetizar que estas diferencias se deben a factores generacionales y culturales, no a la reducción de ésta con el paso del tiempo, de acuerdo con el principio de estabilidad temporal que caracteriza a los rasgos de personalidad.

Finalmente, vemos que es necesaria la realización de investigaciones que repliquen los resultados obtenidos aquí con muestras más representativas de la población española de conductores.

Agradecimiento: Esta investigación ha sido financiada en su totalidad por el Departamento de Educación, Universidades e Investigación del Gobierno Vasco a través de una beca FPI (BF108.292).

Referencias

- Bentler, P. M., & Bonnet, D. G. (1980). Significance test and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing fit. In K. A. Bollen (Ed.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Sage: Newbury Park, CA.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Dahlen, E. R., Martin, R. C., Ragan, K., & Kuhlman, M. M. (2005). Driving anger, sensation seeking, impulsiveness, and boredom proneness in the prediction of unsafe driving. *Accident Analysis & Prevention*, 37(2), 341-348.
- Deffenbacher, J. L., Deffenbacher, D. M., Lynch, R. S., & Richards, T. L. (2003). Anger, aggression and risky behavior: A comparison of high and low anger drivers. *Behaviour Research and Therapy*, 41(6), 701-718.
- Deffenbacher, J. L., Filetti, L. B., Richards, T. L., Lynch, R. S., & Oetting, E. R. (2003). Characteristics of two groups of angry drivers. *Journal of Counseling Psychology*, 50(2), 123-132.
- Deffenbacher, J. L., Huff, M. E., Lynch, R. S., Oetting, E. R., & Salvatore, N. F. (2000). Characteristics and treatment of high-anger drivers. *Journal of Counseling Psychology*, 47(1), 5-17.
- Deffenbacher, J. L., Lynch, R. S., Deffenbacher, D. M., & Oetting, E. R. (2001). Further evidence of reliability and validity for the Driving Anger Expression Inventory. *Psychological Reports*, 89(3), 535-540.
- Deffenbacher, J. L., Lynch, R. S., Filetti, L. B., Dahlen, E. R., & Oetting, E. R. (2003). Anger, aggression, risky behavior, and crash-related outcomes in three groups of drivers. *Behaviour Research and Therapy*, 41(3), 333-349.
- Deffenbacher, J. L., Lynch, R. S., Oetting, E. R., & Swaim, R. C. (2002). The Driving Anger Expression Inventory: A measure of how people express their anger on the road. *Behaviour Research and Therapy*, 40(6), 717-737.
- Deffenbacher, J. L., Lynch, R. S., Oetting, E. R., & Yingling, D. A. (2001). Driving anger: Correlates and a test of state-trait theory. *Personality and Individual Differences*, 31(8), 1321-1331.
- Deffenbacher, J. L., Oetting, E. R., & Lynch, R. S. (1994). Development of a driving anger scale. *Psychological Reports*, 74(1), 83-91.
- Deffenbacher, J. L., White, G. S., & Lynch, R. S. (2004). Evaluation of Two New Scales Assessing Driving Anger: The Driving Anger Expression Inventory and the Driver's Angry Thoughts Questionnaire. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(2), 87-99.
- Elander, J., West, R., & French, D. (1993). Behavioral correlates of individual differences in road-traffic crash risk: An examination of methods and findings. *Psychological Bulletin*, 113(2), 279-294.
- Esiyok, B., Yasak, Y., & Korkusuz, I. (2007). Anger Expression on the Road: Validity and Reliability of the Driving Anger Expression Inventory. *Turkish Journal of Psychiatry*, 18(3), 231-243.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS*. London: SAGE.
- Goehring, J. B. (2000). Aggressive driving: background and overview report. *Environment, Energy and Transportation Program*, 2000.
- Gómez-Fraguela, J. A., & González-Iglesias, B. (2010). El papel de la personalidad y la ira en la explicación de las conductas de riesgo al volante en mujeres jóvenes. *Anales de Psicología*, 26(2), 318-324.
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68, 532-560.
- Hambleton, R. K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. In J. Muñoz (Ed.), *Psicometría*. Madrid: Universitas.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Lajunen, T., Parker, D., & Stradling, S. G. (1998). Dimensions of driver anger, aggressive and highway code violations and their mediation by safety orientation in UK drivers. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*(2), 107-121.
- Parker, D., Lajunen, T., & Summala, H. (2002). Anger and aggression among drivers in three European countries. *Accident Analysis & Prevention*, 34(2), 229-235.
- Parker, D., Reason, J. T., Manstead, A. S. R., & Stradling, S. G. (1995). Driving errors, driving violations and accident involvement. *Ergonomics*, 38(5), 1036-1048.
- Spielberger, C. D., Krasner, S. S., & Solomon, E. P. (1988). The experience, expression and control of anger. In M. P. Janisse (Ed.), *Health psychology: Individual differences and stress* (pp. 89-108). New York: Springer/Verlag.
- Sullman, M. J. M. (2006). Anger amongst New Zealand drivers. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 9(3), 173-184.
- Sullman, M. J. M., Gras, M. E., Cunill, M., Planes, M., & Font-Mayolas, S. (2007). Driving anger in Spain. *Personality and Individual Differences*, 42(4), 701-713.
- Summala, H. (1988). Risk control is not risk adjustment: the zero-risk theory of driver behaviour and its implications. *Ergonomics*, 31(4), 491-506.
- Underwood, G., Chapman, P., Wright, S., & Crundall, D. (1999). Anger while driving. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*(1), 55-68.
- van Rooy, D. L., Rotton, J., & Burns, T. M. (2006). Convergent, discriminant, and predictive validity of aggressive driving inventories: They drive as they live. *Aggressive Behavior*, 32(2), 89-98.
- Villieux, A., & Delhomme, P. (2007). Driving Anger Scale, French adaptation: further evidence of reliability and validity. *Perceptual and Motor Skills*, 104, 947-957.
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwil, D., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. R. Heise (Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 84-136). San Francisco: Jossey-Bass.

/ Artículo recibido: 16-9-2010; revisión: 18-1-2011; aceptado: 23-1-2011)